



# Efectos no-lineales del clima extremo en la demanda de electricidad regional de México

## Nonlinear Effects of Extreme Weather on Regional Electricity Demand in Mexico

VICENTE GERMÁN-SOTO  <https://orcid.org/0000-0001-5844-1296>  
Universidad Autónoma de Coahuila, México, [vicentegerman@uadec.edu.mx](mailto:vicentegerman@uadec.edu.mx)

JESÚS ALONSO HERNÁNDEZ BLANCO  <https://orcid.org/0009-0001-7225-0960>  
Universidad Autónoma de Coahuila, México, [jesusblanco@uadec.edu.mx](mailto:jesusblanco@uadec.edu.mx)

Recepción  
22 Abril 2025

Aceptación  
30 Julio 2025

Palabras Clave:  
Temperaturas, Consumo  
de electricidad, Cambio  
climático, Modelos no  
lineales

Clasificación JEL: C53,  
E21, 013, R11.

### Resumen

Este estudio examina la relación no-lineal entre cambio climático y demanda de electricidad. En teoría, las temperaturas extremas impulsan un mayor consumo de electricidad, mientras que las temperaturas moderadas reducen la demanda, creando efectos umbral que establecen la no-linealidad. Se somete a prueba esta hipótesis con técnicas de regresión ARDL (rezagos distribuidos) que incluyen términos autorregresivos y cuadráticos. El análisis empírico se centra en México y sus regiones utilizando datos mensuales del periodo 2002-2019. El comportamiento no-lineal se confirma en la serie nacional y dos terceras partes de las regiones mexicanas. Se mide la sensibilidad del consumo eléctrico ante variaciones de temperatura extrema y se determinan los valores umbral que desencadenan un incremento acelerado en la demanda energética durante periodos de frío y calor intensos. Los resultados revelan que, a nivel nacional, la demanda eléctrica experimenta aumentos significativos cuando las temperaturas descienden por debajo de 11.6°C o superan los 30.6°C. Estos umbrales térmicos varían según las características climáticas particulares de cada región del país. Se recomienda integrar los impactos regionales del clima en las políticas energéticas, particularmente en la planificación del suministro eléctrico, ya que es un elemento fundamental para el crecimiento sostenible.

Received  
22 April 2025

Accepted  
30 July 2025

Keywords:  
Temperatures,  
Electricity consumption,  
Climate change, Non-  
linear modeling

JEL Classification: C53,  
E21, 013, R11.

### Abstract

This study examines the non-linear relationship between climate change and electricity demand. In theory, extreme temperatures drive increased electricity consumption while moderate temperatures reduce demand, creating threshold effects that establish nonlinearity. This hypothesis is tested with ARDL regression techniques (Autoregressive Distributed Lags) including autoregressive and quadratic terms. The empirical analysis focuses on Mexico and its regions using monthly data for the period 2002-2019. Non-linear behavior is confirmed for the national series and two thirds of the Mexican regions. The sensitivity of electricity consumption to extreme temperature variations is measured and the threshold values that trigger an accelerated increase in energy demand during periods of intense cold and heat are determined. The results reveal that, at the national level, electricity demand experiences significant increases when temperatures drop below 11.6°C or exceed 30.6°C. These thermal thresholds vary according to the particular climatic characteristics of each region of the country. It is recommended to integrate the regional impacts of climate into energy policies, particularly in electricity supply planning, as this is a key element for sustainable growth.

## **1. Introducción**

Esta investigación aborda el nexo entre temperaturas y consumo de electricidad de México y sus regiones. La relación temperaturas-energía ha cobrado relevancia a nivel mundial porque en las últimas décadas se ha acelerado la dependencia de la demanda de energía en las temperaturas. Y es que las temperaturas se han vuelto más extremas, obligando a que la población haga mayor uso de aparatos eléctricos para acondicionar el clima en los hogares, los edificios, las fábricas y cualquier otro espacio físico construido. Por tanto, aparte de los factores tradicionales que impulsan el consumo de electricidad, como el ingreso, la urbanización y el aumento de la población, la temperatura se posiciona cada vez más en otro de los principales determinantes.

La teoría del cambio climático afirma que las temperaturas están aumentando en el planeta como consecuencia del denominado efecto-invernadero. De ser así, entonces la sociedad debe, seguramente, estar elevando la demanda de electricidad. ¿Cómo influye el aumento de las temperaturas en los patrones de consumo de electricidad? ¿Qué tan importante es este efecto?

El suministro de electricidad es indispensable para promover el desarrollo económico, el problema es que de ser insuficiente puede frenarlo. Las regiones con temperaturas extremas están obligadas a destinar una mayor cantidad de su presupuesto al consumo de electricidad, minando la posibilidad de invertir en otros sectores que promueven el desarrollo económico, por lo que se verían más afectadas. La literatura señala que la temperatura es un predictor cada vez más prominente en las planeaciones del sector eléctrico e industrial, pero, a menudo se subestima, ya que no se aplican metodologías pertinentes en función de la intensidad y variabilidad del consumo.

De acuerdo con los registros de temperatura del sistema meteorológico nacional, en México las temperaturas promedio son ahora más elevadas que hace veinte años. Por otro lado, el consumo de electricidad se caracteriza por presentar una tendencia positiva creciente, debido a que es un insumo muy dependiente del crecimiento poblacional, por lo que es difícil identificar la parte que se debe al aumento de las temperaturas. ¿El incremento de las temperaturas estará influyendo en el consumo de electricidad de México y sus regiones? ¿Será uniforme el impacto climático en las regiones mexicanas?

Para responder a estas preguntas se asume, al igual que lo hace la teoría de Kuznets sobre desigualdad y crecimiento, una relación no lineal entre temperaturas y electricidad. Sin embargo, a diferencia de la hipótesis de Kuznets, en la relación temperatura-electricidad se postula que la curva es en forma de U-directa. En general, la temperatura podría elevar el consumo de electricidad después de cruzar determinado límite. La idea es que cuando las condiciones térmicas son normales el

consumo de electricidad es estable porque en esa situación no es necesario acondicionar los espacios físicos, pero a medida que la temperatura se vuelve más extrema (tanto de calor como de frío), se eleva el consumo de electricidad para hacer más confortables los espacios, creando la forma de U-directa (Figura 1).

La estrategia para presentar evidencia sobre esta hipótesis es estimando regresiones ARDL (rezagos distribuidos autorregresivos) que incluyen términos autorregresivos y cuadráticos para captar los efectos de corto y largo plazo. Esta metodología es la más conveniente cuando el modelo contiene series de tiempo estacionarias y no estacionarias, dado que se espera que algunas variables sean estacionarias, como el índice de carga de electricidad, pero otras, como las temperaturas, tienen estacionalidad fuerte, sugiriendo presencia de raíces unitarias. El ejercicio es sobre series de tiempo del periodo 2002-2019, con frecuencia mensual, de las variables consumo de electricidad, temperatura máxima y temperatura mínima, a nivel nacional y de cada una de las 32 entidades federativas del país.

Los resultados revelan comportamientos no-lineales entre el clima extremo y el consumo de electricidad en la serie nacional y dos terceras partes de las regiones mexicanas. La demanda de electricidad experimenta incrementos significativos cuando la temperatura nacional promedio desciende por debajo de  $11.6^{\circ}\text{C}$  o se eleva por encima de  $30.6^{\circ}\text{C}$ . Cabe destacar que estos umbrales térmicos pueden variar considerablemente en función de las características climáticas específicas de cada región del país.

Después de la introducción, se presenta un repaso teórico y empírico del tema. La sección 3 expone la metodología, en la cuatro se exploran los datos, la cinco analiza los resultados y la sección seis concluye.

## **2. Marco teórico y revisión de literatura**

La intensidad de la relación entre temperaturas y consumo de electricidad eleva los costos económicos, sociales y ambientales, con implicaciones de bienestar de consideración que hacen necesario estudiarla y entenderla. De un lado, la energía constituye un insumo indispensable para la actividad económica y para llevar a cabo una vida cómoda, pero de otro lado, las temperaturas han sido cada año más intensas y agobiantes, inhibiendo la comodidad y presionando hacia un consumo energético que a menudo desemboca en mayores costos. Las temperaturas mundiales han aumentado a un ritmo sin precedentes históricos (Apergis, 2024; Gadea-Rivas, et al. 2024). De acuerdo con el reporte de las Naciones Unidas (IPCC, 2019), la temperatura ambiente del planeta se ha incrementado en cerca de  $1.1^{\circ}\text{C}$  en los últimos cien años, pero lo más preocupante es que este incremento fue no lineal, ya que sucedió a tasas crecientes. En cuanto a México, con datos del Sistema Meteorológico Nacional, se estima que las

temperaturas máximas subieron en total  $1.38^{\circ}\text{C}$  entre 2003 y 2019, mientras que las temperaturas mínimas lo hicieron en  $1.46^{\circ}\text{C}$  (Germán-Soto y Bordallo, 2025a). Sin embargo, a medida que se trata de periodos más recientes, estas variaciones son más intensas, coincidiendo con la idea de aumentos no lineales. Las variaciones climáticas tienen consecuencias en la producción, el bienestar, la desigualdad económica y, en general, en el desarrollo económico (Brzezinska y Jasper, 2024).

El consumo de electricidad se ha convertido en una práctica imprescindible. Hay tres factores mayormente destacables que lo explican: población, ingreso y temperaturas. En teoría, el aumento de las temperaturas máximas provoca mayor consumo de electricidad, ya que obliga a encender los aparatos eléctricos por más tiempo para refrescar los hogares, mientras que el descenso de las temperaturas mínimas también lleva a un mayor consumo del fluido eléctrico, pero en este caso para calentar los espacios. El problema es que no solo está aumentando la temperatura, también el clima se está volviendo más extremo (calor, frío, sequías e inundaciones son más intensos) y esto provoca mayor varianza, lo que dificulta su predicción para planear, por ejemplo, las necesidades de suministro eléctrico.

Si la planeación de la demanda de electricidad no se basa en factores como las temperaturas se corre el riesgo de insuficiencia en el suministro generando apagones que interrumpen la actividad económica y afectan la productividad. Además, la generación de electricidad implica aumentar la emisión de contaminantes a la atmósfera, debido al mayor uso de fuentes fósiles como el carbón, el petróleo, el gas, etc., necesarios en la generación de electricidad.

Si el consumo de electricidad se está elevando, ahora también por efecto de las temperaturas, entonces se generan cambios en el presupuesto económico. Para abastecer una mayor demanda del sector eléctrico se debe reducir el gasto asignado en otros sectores como alimentación, infraestructura, educación, salud, etc., lo que afecta al crecimiento económico y eleva la pobreza y la desigualdad económica. Por tanto, deben investigarse más a fondo las consecuencias climáticas.

Así, por diversas razones teóricas debe investigarse si la conexión electricidad-temperaturas presenta algún patrón específico, como el no lineal, de tal forma que se puedan conocer los niveles de temperatura promedio que intensifican la demanda del fluido eléctrico. Los estudios que analizan el nexo entre electricidad y economía real tendieron, en principio, a temas como la determinación de los precios, la eficiencia energética y la necesidad de tener pronósticos de consumo del energético con fines de planeación productiva. De esta manera, se intentó determinar el comportamiento del consumo energético en relación con las variables económicas. Una línea de estudios, como Burney (1995), modeló funciones de demanda de electricidad per cápita desde regresiones estándar que utilizaron variables económicas, demográficas y sociales. Se

encontró que el consumo de electricidad aumenta con el desarrollo socioeconómico y se estimaron los requerimientos eléctricos futuros. Shen et al. (2023) recabaron datos de temperaturas a nivel mundial desde 1880 y predijeron que las temperaturas aumentarán  $0.49^{\circ}\text{C}$  en los próximos veinte años.

Desde técnicas de metaanálisis, Ozturk (2010) y Payne (2010) encontraron que la electricidad y el PIB están muy correlacionados, por lo que esta relación es crucial para el desarrollo de la sociedad. Una línea de investigación que atrae a los investigadores es la causalidad entre electricidad y producción. En algunos estudios la causalidad es unidireccional, bidireccional en otros e incluso hay trabajos que no encuentran evidencia, por lo que el tema está aún inconcluso (Ozturk, 2010). Sin embargo, un hallazgo robusto es la correlación fuerte y elevada entre ambas variables. En lo que respecta a la causalidad entre electricidad y temperaturas, esta debe ser de la segunda a la primera, ya que los cambios de temperatura inciden en el consumo de electricidad, pero a la inversa no tiene sentido.

Causalidad, correlación y pronóstico son temas centrales en esta relación. Fatai et al. (2003) utilizaron técnicas ARDL para pronosticar el consumo de electricidad en Nueva Zelanda. Liu (2004) estimó las elasticidades ingreso-precio de la demanda de energía en los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) desde paneles dinámicos durante 1978-1999. El autor separa los sectores residenciales e industriales y encuentra que las elasticidades del precio son elevadas y significativas, mientras que, para el ingreso, si bien son altas, no alcanzan la magnitud estimada para los precios en el sector residencial.

Narayan et al. (2007) aplicaron técnicas de raíces unitarias y cointegración de panel para estimar elasticidades ingreso-precio en la demanda de electricidad residencial de los países miembros del G7. En el largo plazo, la demanda de electricidad residencial es elástica con respecto al precio e inelástica con el ingreso. En Bianco et al. (2009) las elasticidades precio-ingreso no fueron significativas en Italia durante 1970-2007, pero se encontró que el consumo de electricidad aumentará en promedio 2% por año.

En Burke et al. (2015) hay efectos no lineales de las temperaturas en la producción de una muestra de países ricos y pobres. Do et al. (2016) incorporaron factores como las temperaturas y la estacionalidad que existe en los valores estadísticos que tienen frecuencia menor a un año, como meses y semanas, en el análisis de la electricidad de Alemania. En una muestra de países asiáticos, el calentamiento global está afectando negativamente el crecimiento económico (Zahra et al. 2022).

Así, la temperatura cobra importancia como determinante del consumo de electricidad, con implicaciones sustanciales en el desarrollo económico y el bienestar social. Para satisfacer la mayor demanda de electricidad se ha elevado, a su vez, la explotación de

recursos fósiles que resultan altamente contaminantes, debido a las emisiones de CO<sub>2</sub> a la atmósfera (Knight y Schor, 2014; Zhao, et al. 2018; Massacci et al. 2025). Aunque los países desarrollados han adoptado tecnologías más eficientes y menos contaminantes, el crecimiento económico sigue afectado porque los niveles de consumo en esos países continúan siendo factores clave en las emisiones de CO<sub>2</sub>.

Zhao et al. (2018) definen un modelo cuadrático del crecimiento en función de las temperaturas y el ingreso (para diferenciar entre países ricos y pobres) y un vector con variables económicas y demográficas. Los autores encontraron una función cóncava entre temperaturas y crecimiento económico para los países en desarrollo, con un valor umbral en los 16°C. La heterogeneidad entre países y regiones es común al estudiar los efectos del cambio climático en el desarrollo económico. La variabilidad de las temperaturas reduce el crecimiento económico (Kotz, et al. 2021) y, así, el bienestar.

El nexo temperaturas-electricidad se ha analizado ampliamente. En España, Pardo et al. (2002) pronosticaron la demanda de electricidad y comprobaron la influencia de la estacionalidad en ambas variables. Ruth y Lin (2006) exploraron los posibles impactos del cambio climático en la demanda de energía obtenida desde gas natural, electricidad y petróleo para usarse en la calefacción residencial y comercial en el estado de Maryland, Estados Unidos. La demanda comercial de electricidad resultó muy sensible al cambio climático.

Fung et al. (2006) estimaron el impacto de las temperaturas en el consumo de energía de Hong Kong. Desde datos mensuales se subrayaron aumentos constantes en la demanda de electricidad como consecuencia de las temperaturas. Ante un aumento de 1°C en la temperatura ambiental, la demanda de energía se elevó en 9.2%, 3% y 2.4% en los sectores doméstico, comercial e industrial, respectivamente, dando lugar a una curva en forma de U.

Identificar los efectos del cambio climático en el consumo de electricidad no es sencillo, ya que se necesitan horizontes de tiempo largos, algo que es difícil de alcanzar. Así, la mayoría de los estudios corresponde a países desarrollados que generalmente satisfacen este requerimiento (Bessec y Fouquau, 2008, en la Unión Europea durante 1985-2000; Hekkenberg, et al., 2009, en los Países Bajos durante 1970-2007; Lee y Chiu 2011, en países de la OCDE, 1978-2004).

En general, la elasticidad de la demanda de electricidad aumenta gradualmente con las temperaturas. Algunos autores plantean que esta relación podría tomar formas como U-invertida o U-directa. Por ejemplo, los valores umbral, a partir de los cuales cambia la relación, se han estimado en 53°F (11.7°C) en los resultados de Lee y Chiu (2011), en 58°F (14.4°C) en Mukhopadhyay y Nateghi (2017) para el estado de Florida; de 25.3 a 27.1°C en Liao et al. (2018), para Taiwán. Los valores umbral constituyen puntos de

referencia para medidas de política económica y control del consumo energético al momento que se superan esos intervalos.

Pablo-Romero et al. (2021) destacaron la forma N-invertida en la región de Andalucía, España. Las temperaturas superiores a 22°C e inferiores a 15°C aumentan el consumo de electricidad residencial. Además, la elasticidad fue superior en las municipalidades con menor consumo de electricidad residencial. En la India, la demanda de electricidad promedió incrementos del 11% o más con temperaturas arriba de los 30°C, pero esta magnitud varió a nivel estatal (Harish et al. 2020). Los impactos de las temperaturas en el consumo de electricidad de China y sus regiones también han sido una constante (Zhang et al. 2019). El consumo de electricidad en los hogares de China aumenta cuando la temperatura alcanza los 32°C (Su y Ullah, 2024).

Botzen et al. (2021) abordaron el consumo de electricidad y gas de varios sectores de México y sus entidades federativas durante 2002-2016. Los resultados subrayaron no linealidad y heterogeneidad regional, de forma que las temperaturas afectan el consumo de electricidad y desarrollo económico del país (Sisto et al. 2024; Germán-Soto y Bordallo, 2025a).

Esta revisión muestra evidencia de la conexión entre temperaturas y consumo de electricidad. Como es de esperarse, la relación es sensible a las características climáticas, también cambia en función de la temporalidad del análisis, así como del nivel de desarrollo económico. Un aprendizaje es que se deben emprender más estudios que abonen en la discusión y mejoren el entendimiento sobre las consecuencias que tiene el aumento de las temperaturas y, sobre todo, del cambio climático.

### 3. Metodología de estimación

El planteamiento del modelo inicia con la definición de una relación de regresión cuadrática entre consumo de electricidad (CE) y temperaturas (Tem), ampliada con variables vinculadas al consumo de electricidad que buscan controlar por características no observadas y reducir posible sesgo de especificación:

$$CE_t = \beta_0 + \beta_1 Tem_t + \beta_2 (Tem_t)^2 + Z_t \Gamma + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $\beta$ 's y  $\gamma$ 's son los coeficientes de regresión,  $Z$  es el vector de variables control y  $\varepsilon$  es el término de perturbación. La ecuación (1) asume que la causalidad va de temperaturas a consumo de electricidad. Entre las  $Z$  variables se pueden incluir la tendencia y el valor medio de las temperaturas, decididas con base en los criterios de información durante el proceso de calibración del modelo de mejor ajuste.

La teoría de Kuznets postula una forma de U-invertida entre crecimiento y desigualdad de ingresos, pero entre consumo de electricidad y temperaturas se genera una U-

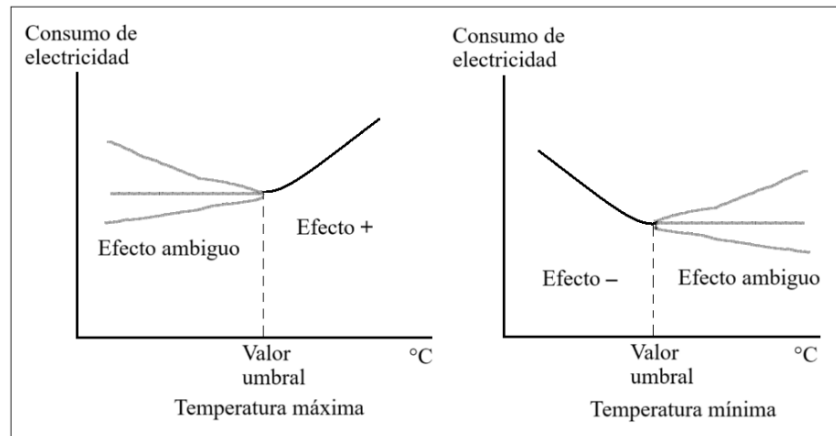
directa. Ante condiciones normales de temperatura el consumo de electricidad es el acostumbrado, pero a medida que se vuelve extrema (calor o frío), el consumo energético se incrementa debido al acondicionamiento de los espacios físicos para hacerlos más confortables. Esta conducta debe, seguramente, tener lugar a partir de cierto valor umbral de las condiciones térmicas.

La Figura 1 ilustra visualmente este enfoque teórico. En la representación gráfica, la curva presenta una pendiente más pronunciada en el segmento creado a partir del valor umbral, independientemente de la configuración del resto de la curva. La ubicación del cambio de pendiente depende del tipo de temperatura analizada: cuando se trata de temperaturas máximas, la variación se sitúa a la derecha del valor umbral; en el caso de temperaturas mínimas, se posiciona a la izquierda.

Esta configuración refleja dos tipos de relaciones distintas: los incrementos en las temperaturas máximas (ubicados a la derecha del umbral) generan un aumento en el consumo eléctrico, estableciendo una relación directamente proporcional. Por el contrario, las disminuciones en las temperaturas mínimas (situadas a la izquierda del umbral) también provocan un incremento en el consumo eléctrico, pero a través de una relación inversamente proporcional. De esta manera, los signos estimados  $\beta_1$  y  $\beta_2$  en la ecuación (1) deben alternarse de negativo a positivo, o viceversa; de lo contrario, la conducta se reduce a un ajuste lineal.

**Figura 1.**

**Enfoque teórico de la relación electricidad-temperaturas: ilustración gráfica.**



Fuente: elaboración propia.

Sin embargo, las variables que evolucionan en el tiempo tienen conductas muy sensibles que se agudizan cuanto más elevada es la frecuencia de medición. Así, debido a la disposición mensual de las series de electricidad, hay elevada estacionalidad que puede ser más fácil de entender desde un índice de carga de electricidad mensual (Valor, Meneu y Caselles, 2001 y Ali, Iqbal y Sharif, 2013) definido como:

$$ICE_{t,k} = \frac{CE_{t,k}}{CME_k} \quad (2)$$

donde para el  $t$ -ésimo mes del año  $k$ , ICE es el índice de variación de estacionalidad del consumo de electricidad en el mes  $t$  y el año  $k$  y CME es el consumo medio de electricidad en el  $k$ -ésimo año de la muestra de datos.

Las estimaciones de regresión con datos que presentan elevada estacionalidad son muy sensibles a la mezcla de variables estacionarias y no estacionarias que puede haber en el vector de regresión. Una forma de afrontar este problema es con un modelo ARDL. Así, la ecuación (1) se modifica para tratar con una regresión ARDL e incorporar la idea de la ecuación (2):

$$ICE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^P \phi_i ICE_{t-i} + \sum_{i=1}^P \beta_{1,i} Tmx_{t-i} + \sum_{i=1}^P \beta_{2,i} (Tmx)_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^P \gamma_i Tmed_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$ICE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^P \phi_i ICE_{t-i} + \sum_{i=1}^P \beta_{1,i} Tmn_{t-i} + \sum_{i=1}^P \beta_{2,i} (Tmn)_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^P \gamma_i Tmed_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde se ha separado la conducta individual de las temperaturas máximas y mínimas,  $Tmed$  es la temperatura media y  $P$  es el número máximo de rezagos a usar de cada variable, valor definido por la técnica ARDL de forma automática desde el criterio de información de Schwarz. Se espera que los términos autorregresivos mejoren el ajuste de la relación y la precisión de los efectos lineales y cuadráticos.

Por la forma cuadrática planteada en las especificaciones ARDL de (3) y (4), los puntos de giro de las temperaturas, en caso de que se compruebe la no linealidad, se calculan como (Phiri, Mhaka y Taonezvi, 2024):

$$\frac{\partial ICE}{\partial Tem} = \frac{-\sum \hat{\beta}_{1,i}}{2\sum \hat{\beta}_{2,i}} \quad (5)$$

donde  $Tem$  significa temperatura máxima o mínima, según corresponda.

Además, los coeficientes del término de corrección del error ( $\lambda_i$ ) y los efectos de largo plazo ( $\theta_i$ ) se obtienen desde las estimaciones de los coeficientes  $\phi_i$  y  $\beta_i$  (Mohaddes y Raissi, 2014 y Phiri, Mhaka y Taonezvi, 2024) como sigue:

$$\lambda_i = 1 - \sum_{i=1}^P \hat{\phi}_i \quad \text{y} \quad \theta_i = \lambda_i^{-1} \sum_{i=1}^P \hat{\beta}_i \quad (6)$$

El término de corrección del error mide la velocidad de ajuste al equilibrio ante un shock en el sistema y se espera que su valor sea negativo y significativo para confirmar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo. De ser así, entonces el consumo de electricidad se ajusta gradualmente en respuesta a los cambios de temperatura, con una velocidad inicial más moderada (corto plazo) que se acelera poco a poco hasta llegar al nivel de consumo de largo plazo.

Si los términos cuadráticos en (3) y (4) resultan no significativos, entonces se toma como evidencia de que la relación es lineal y se calcularía una especificación ARDL sin el término cuadrático. En este caso no hay punto de giro y la regresión estima solamente la sensibilidad del consumo de electricidad a los cambios de temperatura. Si los términos autorregresivos no son significativos, entonces no son necesarios para captar la relación no lineal y en este caso sería suficiente una regresión estándar.

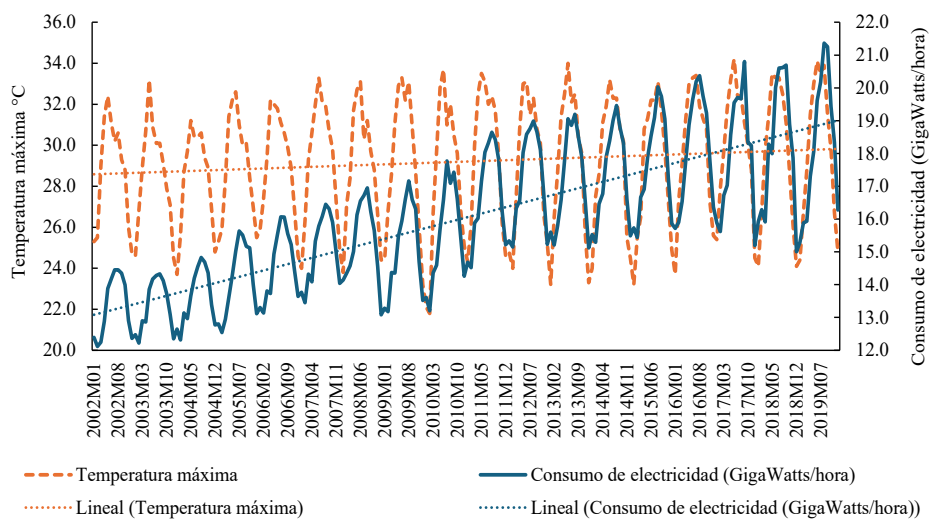
#### **4. Datos y exploraciones estadísticas**

Se dispone de series de tiempo con frecuencia mensual durante el periodo 2002-2019, tanto a nivel nacional como por entidad federativa. La información sobre consumo de electricidad corresponde a las ventas en giga watts/hora (GWh) reportadas por la Secretaría de Energía. Se trata del dato total de todos los sectores (residencial, comercial, doméstico, industrial). Los registros de temperatura máxima y mínima son del Sistema Meteorológico Nacional (SMN), publicados por la Comisión Nacional del Agua (Conagua), y se hallan en grados Celsius (°C). La delimitación del periodo de análisis responde a la disponibilidad de información oficial. Las fuentes gubernamentales únicamente proporcionaron datos mensuales desagregados por entidad federativa desde 2002; sin embargo, estas series se interrumpieron tras 2019, perdiendo su continuidad. Por esta razón, se optó por enfocar el análisis en el periodo que cuenta con información completa y confiable.

Las exploraciones de las relaciones básicas entre las variables se analizan en el contexto del desempeño nacional. La demanda de electricidad muestra una clara tendencia creciente que se vincula a factores demográficos, ambientales y socioeconómicos, mientras que ambas temperaturas promedian una tendencia ligeramente positiva, un poco más pronunciada en la temperatura mínima (figuras 2 y 3).

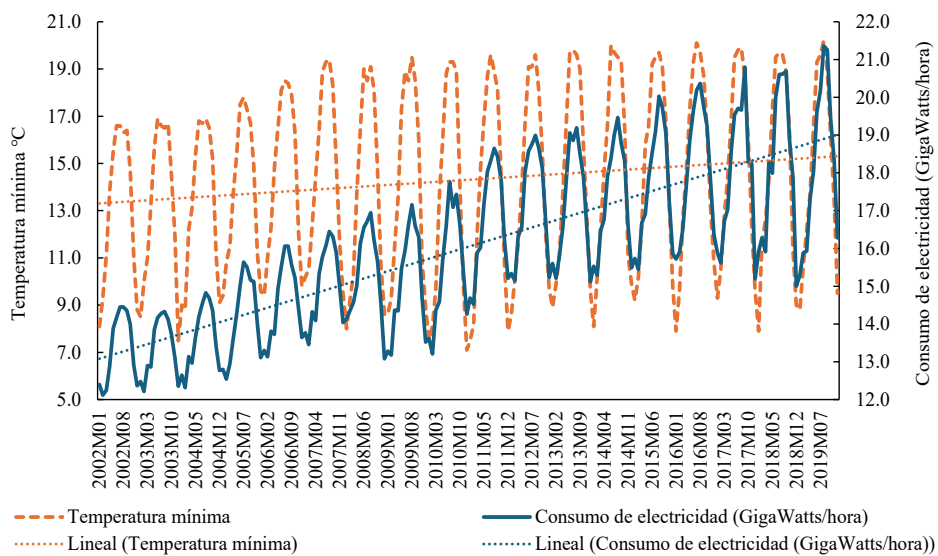
El consumo de electricidad presenta patrones estacionales que se visualizan mejor desde el índice de variación de estacionalidad mensual. La Figura 4 muestra las cargas máximas y mínimas del consumo de electricidad de cada mes a lo largo del periodo y las curvas de la media y la desviación estándar.

**Figura 2.**  
**Demanda de electricidad y temperatura máxima, (serie nacional, 2002-2019).**



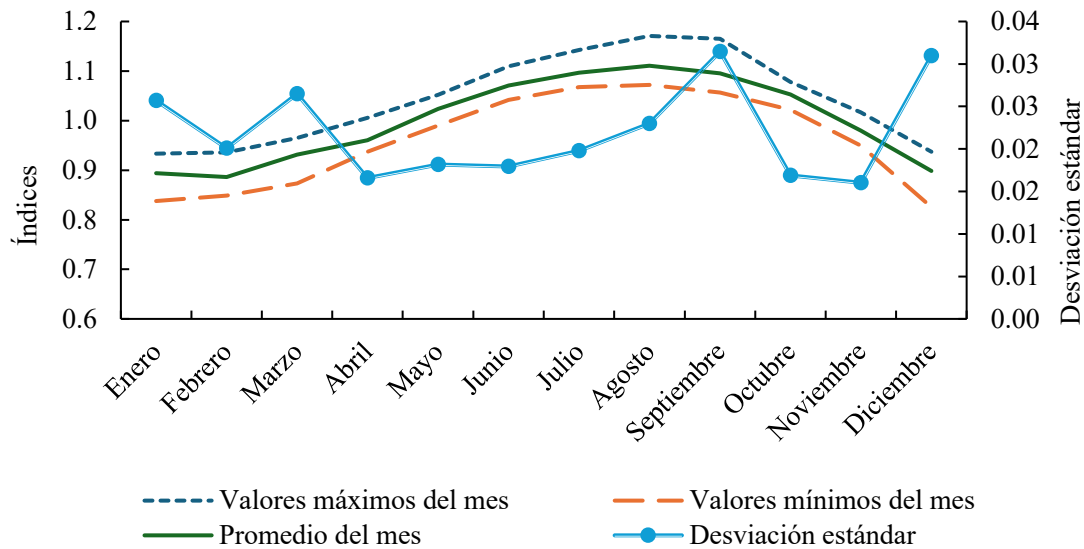
Fuente: elaboración propia.

**Figura 3.**  
**Demanda de electricidad y temperatura mínima (serie nacional, 2002-2019).**



Fuente: elaboración propia.

**Figura 4.**  
**Índices de variación de la estacionalidad mensual en el consumo de electricidad**  
**(serie nacional, 2002-2019).**



Fuente: elaboración propia.

La estacionalidad mensual muestra que la demanda de electricidad más elevada se halla en los meses de julio, agosto y septiembre, y la carga más baja en los meses de diciembre, enero y febrero. Esta conducta se relaciona con las características climáticas propias de las estaciones de verano e invierno. Durante los meses de mayor calor la demanda de electricidad es más elevada que en los meses más fríos. Sin embargo, la curva de la desviación estándar es más alta de diciembre a febrero (meses de invierno) y forma un piso en los meses de marzo a noviembre, es decir, la dispersión es mayor durante el invierno (aunque excepcionalmente en septiembre se observó elevada). Esto significa que durante el invierno hay mayores riesgos de la demanda de electricidad que durante el verano, un acontecimiento que se asocia con mayor número de interrupciones del suministro eléctrico. El consumo de electricidad es mayor durante el verano y con menos variaciones, pero la variabilidad aumenta durante el invierno, lo que implica mayor riesgo de apagones e interrupciones que dificultan la planeación en el sector eléctrico.

El desempeño descrito contrasta con el de países que tienen climas más fríos que México, pero coincide con el de países de clima cálido. Por ejemplo, en España, las cargas de electricidad son mayores durante el invierno y más bajas durante el verano (Valor, Meneu y Caselles, 2001), pero en Pakistán son similares a las de México (Ali, Iqbal y Sharif, 2013), lo mismo que en Taiwán (Liao, Chen y Hsu, 2018). Estas diferencias no son de extrañar, el invierno en los países de clima frío exige encender los aparatos eléctricos para calentar los espacios físicos, al contrario de los países de climas cálidos,

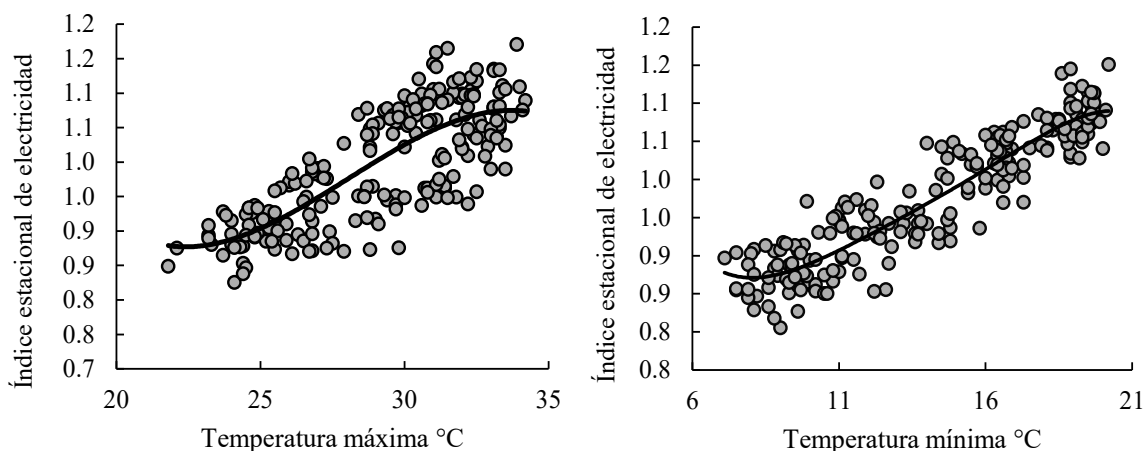
donde hay un mayor uso de aparatos eléctricos durante el verano, pero para enfriar los espacios físicos.

Las cargas del consumo de electricidad claramente reflejan un patrón estacional que, seguramente, debe estar vinculado a la estacionalidad de las temperaturas. ¿Qué tan fuerte será esta relación? ¿Habrán un punto de giro en las temperaturas a partir del cual se intensifica el consumo de electricidad?

En la Figura 5 se muestra el nexo no lineal entre las cargas de electricidad y las temperaturas. Se configura una pendiente positiva con electricidad que bien podría ser lineal, pero el ajuste desde una curva polinomial indica que podría existir la forma no lineal con, al menos, un punto de giro. Al principio, la carga de electricidad baja y luego sube con el aumento de las temperaturas. Visualmente, el giro ocurre entre los 24°C y 26°C, aproximadamente, con las temperaturas máximas, y entre los 8°C y los 10°C con las temperaturas mínimas.

En el extremo de la gráfica aparece la formación de otro punto de quiebre, pero este es débil, principalmente en la temperatura mínima. ¿Realmente existirá solo un punto de quiebre en la relación? De ser así, su significancia será evidencia de la hipótesis de investigación que deberá examinarse formalmente.

**Figura 5.**  
**Carga de electricidad y temperaturas, 2002-2019.**

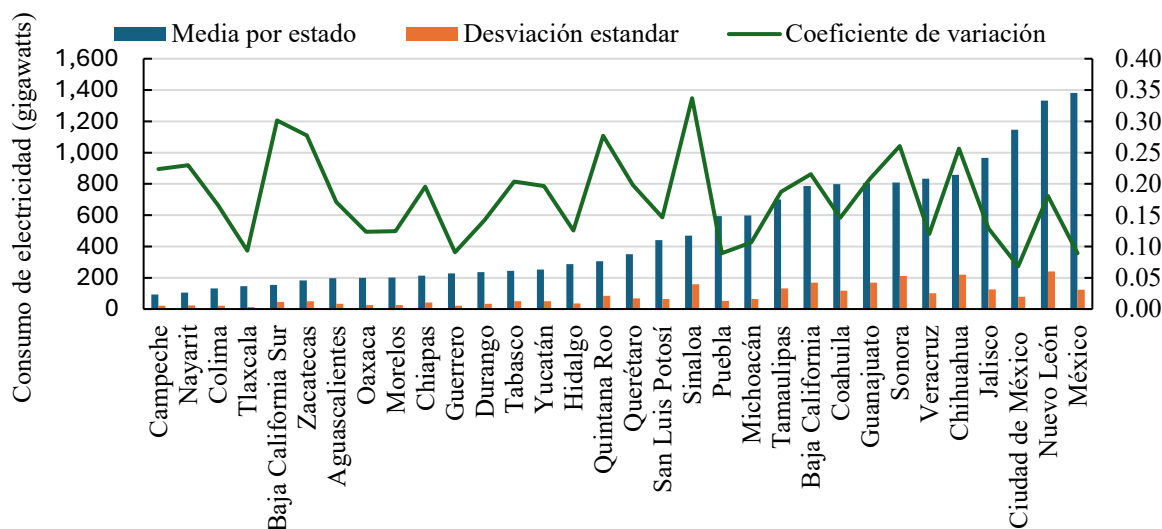


Fuente: elaboración propia.

Por razones de espacio no se presentan las conductas de las figuras 2 a 5 correspondientes a cada uno de los 32 estados del país, pero el desempeño nacional es una buena guía del comportamiento estatal. Sin embargo, se puede tener una idea de la distribución geográfica si ordenamos los estados en función del consumo de electricidad promedio durante el periodo de análisis.

En la Figura 6 sobresalen por sus elevados niveles de electricidad los estados de México, Nuevo León, Ciudad de México, Jalisco y Chihuahua, mientras que Baja California Sur, Tlaxcala, Colima, Nayarit y Campeche registraron los montos más bajos. A medida que aumenta el consumo promedio por entidad, la desviación respecto a la media también se vuelve más pronunciada, aunque esta deducción no es general. Los estados con mayor dispersión en el consumo de electricidad son Nuevo León, Chihuahua, Sonora, Baja California y Guanajuato, mientras que entre los estados con menor dispersión se hallan Nayarit, Colima, Campeche, Guerrero y Tlaxcala. El coeficiente de variación refleja mayor dispersión (mayor riesgo) en estados como Sinaloa, Baja California Sur, Sonora y Chihuahua, es decir, los estados de mayor consumo promedio no necesariamente presentan mayor riesgo.

**Figura 6.**  
**Consumo de electricidad promedio por entidad federativa (2002-2019).**

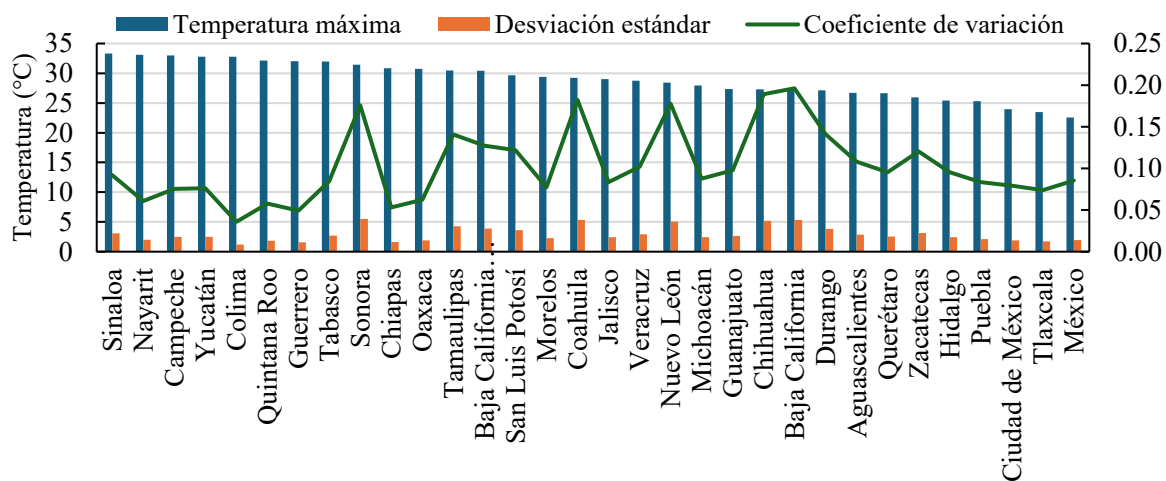


Fuente: elaboración propia.

La temperatura máxima nacional promedio fue de 29.20°C con una desviación estándar de 3.10°C durante 2002-2019. A nivel estatal (Figura 7), los cinco estados con las temperaturas más elevadas fueron Sinaloa (33.29°C), Nayarit (33.13°C), Campeche (33°C), Yucatán (32.78°C) y Colima (32.76°C), mientras que Hidalgo, Puebla, Ciudad de México, Tlaxcala y México registraron los niveles más bajos de temperaturas máximas, cuyos valores son 25.43°C, 25.28°C, 23.97°C, 23.49°C y 22.54°C, respectivamente. La desviación estándar fluctúa sustancialmente por estado, siendo el valor más alto de 5.52°C, para Sonora, y el más bajo en Colima con 1.18°C. De igual forma, el coeficiente de variación señala que los estados con mayor varianza en relación con la media son Baja California, Nuevo León, Coahuila, Sonora y Chihuahua.

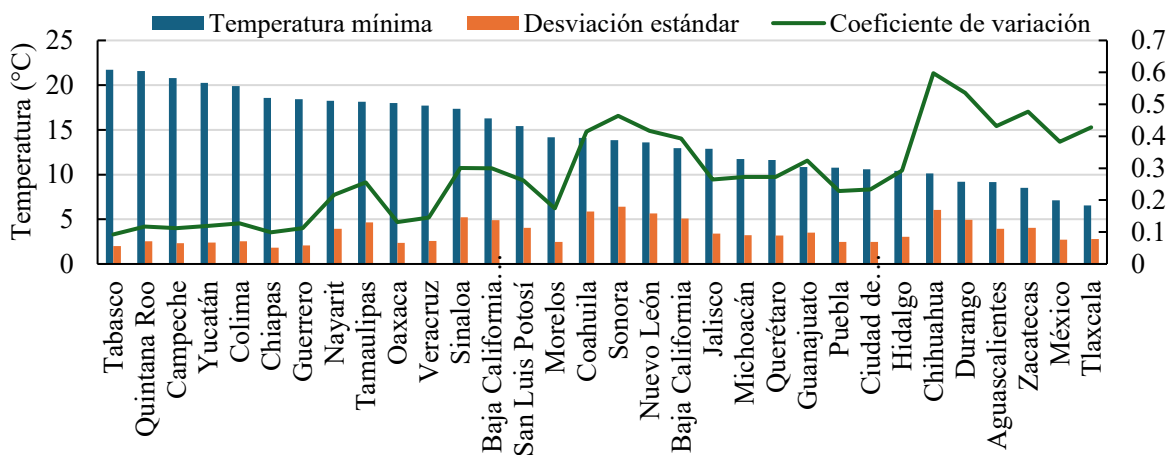
Por su parte, el promedio de la temperatura mínima nacional resultó en 14.31°C con una desviación estándar de 3.91°C. Por entidad federativa (Figura 8), los cinco estados con las temperaturas mínimas más altas son Tabasco (21.73°C), Quintana Roo (21.57°C), Campeche (20.79°C), Yucatán (20.27°C) y Colima (19.91°C), mientras que Durango, Aguascalientes, Zacatecas, México y Tlaxcala tienen los registros más bajos de temperaturas mínimas con valores de 9.21°C, 9.16°C, 8.50°C, 7.11°C y 6.55°C, respectivamente.

**Figura 7.**  
**Temperaturas máximas promedio por entidad federativa, 2002-2019.**



Fuente: elaboración propia.

**Figura 8.**  
**Temperaturas mínimas promedio por entidad federativa, 2002-2019.**



Fuente: elaboración propia.

La desviación estándar también presenta fluctuación regional, siendo el valor máximo de 6.42°C para Sonora y el mínimo para el caso de Chiapas con 1.84°C. De acuerdo con el coeficiente de variación, Chihuahua, Zacatecas, Durango, Sonora y Baja California están entre los estados con mayor riesgo durante las temporadas de frío. En general, los estados con temperaturas promedio más frías observan mayor dispersión.

## 5. Resultados

A nivel nacional, el consumo de electricidad (valores ahora en kilowatts-hora) es la variable con mayor asimetría y desviación estándar (Cuadro 1). Los datos están lejos de tener una distribución normal y la variable con mejor distribución es el índice construido sobre las cargas de electricidad (ICE), ya que el estadístico de asimetría es muy cercano a cero y presenta la menor dispersión. Como índice, media y mediana del ICE coinciden, lo que es bastante atractivo para modelar regresiones.

**Cuadro 1.**  
**Resumen de estadísticas entre variables básicas (contexto nacional).**

	CE	Tmax	Tmin	ICE
Media	16,045,716	29.20	14.30	1.00
Mediana	15,870,964	29.8	14.70	1.00
Máximo	21,361,000	34.2	20.2	1.17
Mínimo	12,117,075	21.8	7.1	0.82
Desviación estándar	2,226,077	3.10	3.91	0.08
Asimetría	0.31	-0.39	-0.12	-0.07
Kurtosis	2.25	1.98	1.63	1.78
Jarque-Bera	8.46	14.74	17.24	13.46
p-value	0.014	0.000	0.000	0.001
Observaciones	216	216	216	216

Correlaciones con CE				
CE	1			
Tmax	0.574	1		
Tmin	0.681	0.899	1	
ICE	0.63	0.77	0.92	1

Notas: CE = consumo de electricidad (kilowatts-hora), Tmax = temperaturas máximas, Tmin = temperaturas mínimas, ICE = índice de consumo de electricidad.

Fuente: elaboración propia.

Las pruebas de raíces unitarias acuerdan en la no estacionariedad de las variables, excepto en el ICE, al usar el contraste ADF. Sin embargo, con el estadístico PP todas son estacionarias en niveles (Cuadro 2). Como era de esperarse, las primeras diferencias son estacionarias, por tanto, las series podrían ser a lo mucho integradas de orden 1. Desde que las variables son I(1) o I(0), un modelo ARDL puede ajustarse mejor a la mezcla de variables estacionarias y no estacionarias.

**Cuadro 2.**  
**Pruebas de raíces unitarias (contexto nacional).**

	Prueba ADF				Prueba PP			
	Intercepto		Intercepto y tendencia		Intercepto		Intercepto y tendencia	
Variables en niveles								
ln(CE)	-1.046	[0.73]	-2.108	[0.53]	-3.910***	[0.00]	-6.067***	[0.00]
ln(Tmax)	-2.387	[0.14]	-3.228*	[0.08]	-4.832***	[0.00]	-4.792***	[0.00]
ln(Tmin)	-1.597	[0.48]	-1.823	[0.68]	-6.288***	[0.00]	-6.282***	[0.00]
ICE	-4.776***	[0.00]	-4.771***	[0.00]	-6.310***	[0.00]	-6.296***	[0.00]
Variables en primeras diferencias								
ln(CE)	-4.136***	[0.00]	-4.166***	[0.01]	-9.239***	[0.00]	-9.226***	[0.00]
ln(Tmax)	-8.091***	[0.00]	-8.070***	[0.00]	-8.033***	[0.00]	-7.983***	[0.00]
ln(Tmin)	-16.046***	[0.00]	-16.019***	[0.00]	-5.800***	[0.00]	-5.796***	[0.00]
ICE	-16.183***	[0.00]	-16.139***	[0.00]	-8.588***	[0.00]	-8.556***	[0.00]

Notas: p-values entre corchetes. CE = consumo de electricidad, Tmax = temperaturas máximas, Tmin = temperaturas mínimas, ICE = índice de consumo de electricidad. Los superíndices \*\*\* y \* indican significancia al 1% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Antes de presentar los resultados de la metodología ARDL, en el Cuadro 3 se reportan los criterios de información para varios órdenes de rezago. En todos los casos, los criterios de información convergen seleccionando hasta cuatro rezagos como número apropiado para ajustar el modelo de regresión ARDL, tanto en la ecuación de temperatura máxima como en la de temperatura mínima. Así, el modelo seleccionado en ambos casos del ejercicio nacional es una especificación ARDL (4, 1, 1, 0).

**Cuadro 3.**  
**Selección del modelo ARDL (contexto nacional).**

Rezago	RV	AIC	SC	HQ	R <sup>2</sup>	ARDL	DW
Ecuación con temperaturas máximas (especificación con constante)							
1	501.27	-4.59	-4.48	-4.55	0.92	(1, 1, 1, 0)	2.39
2	512.88	-4.71	-4.59	-4.66	0.93	(2, 1, 1, 0)	1.72
3	517.69	-4.77	-4.63	-4.71	0.93	(3, 1, 1, 0)	2.09
4	533.57*	-4.93*	-4.78*	-4.87*	0.95*	(4, 1, 1, 0)	1.95*
5	533.57	-4.93	-4.78	-4.87	0.95	(4, 1, 1, 0)	1.95
Ecuación con temperaturas mínimas (especificación con constante)							
1	520.45	-4.77	-4.66	-4.73	0.93	(1, 0, 1, 0)	2.18
2	530.65	-4.87	-4.73	-4.81	0.94	(2, 1, 1, 0)	1.88
3	534.24	-4.92	-4.76	-4.85	0.94	(3, 1, 1, 0)	2.16
4	546.31*	-5.05*	-4.87*	-4.97*	0.95*	(4, 1, 1, 0)	1.96*
5	546.31	-5.05	-4.87	-4.97	0.95	(4, 1, 1, 0)	1.96

Notas: A partir del rezago 5, en ambas ecuaciones el modelo ARDL seleccionado no fue diferente al seleccionado. La especificación con constante y tendencia deja no-normalidad en los residuos y la opción "ninguno" no fue mejor. RV = razón de verosimilitud, DW = Durbin-Watson y AIC, SC y HQ son criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan, respectivamente. El superíndice \* indica el rezago y modelo ARDL seleccionado por cada criterio de información.

Fuente: elaboración propia.

En ambas ecuaciones del Cuadro 4 se incluyen la constante y la temperatura media (Tmed). La ecuación de temperatura mínima, además, requirió la tendencia lineal para mejorar el ajuste y controlar la correlación serial. Todas las variables son significativas y se identifica un punto de giro en la relación nacional, dada la significancia del término cuadrático.

**Cuadro 4.**  
**Efectos dinámicos no lineales de las temperaturas en el consumo de electricidad (serie nacional).**

Variable/Ecuación	Temperatura máxima		Temperatura mínima	
	ARDL (4,1,1,0)		ARDL (4,1,1,0)	
$y_{t-1}$	0.151**	(0.063)	0.061	(0.063)
$y_{t-2}$	0.538***	(0.057)	0.452***	(0.057)
$y_{t-3}$	-0.048	(0.058)	-0.050	(0.055)
$y_{t-4}$	-0.369***	(0.059)	-0.316***	(0.057)
x	0.037***	(0.011)	0.001	(0.005)
$x_{t-1}$	-0.074***	(0.011)	-0.023***	(0.004)
$x_t^2$	-0.001***	(0.000)	0.000	(0.000)
$(x_{t-1})^2$	0.001***	(0.000)	0.001***	(0.000)
Tmed	0.013***	(0.003)	0.010***	(0.003)
Constante	1.012***	(0.160)	0.759***	(0.080)
Tendencia			-0.000***	(0.000)
Cálculo de los efectos				
$\lambda_i$	-0.728***	[0.000]	-0.852*	[0.054]
$\theta_i$	-0.050***	[0.002]	-0.023***	[0.006]
Punto de giro	30.69 °C		11.67 °C	
Pruebas de diagnóstico				
R <sup>2</sup>	0.94		0.95	
LM	0.107	[0.947]	0.992	[0.608]
BPG	10.81	[0.289]	8.76	[0.554]
RESET	0.004	[0.947]	1.114	[0.292]
Normalidad	3.17	[0.204]	2.075	[0.354]

Notas: errores estándar entre paréntesis y p-values entre corchetes,  $y_t$  = índice de consumo de electricidad,  $x_t$  = temperatura máxima o mínima, según corresponda a la ecuación, Tmed = temperatura promedio, LM (prueba de correlación serial), BPG (prueba de heteroscedasticidad), RESET (prueba de forma funcional del modelo). Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Se estiman, entonces, los puntos de giro con ambas temperaturas de acuerdo con la ecuación (5) y los efectos de largo plazo y el término de corrección del error (ECT, definido como  $\lambda$ ) de acuerdo con la ecuación (6). Los valores estimados de ECT son negativos, como se esperaba, y significativos, por tanto, la relación de largo plazo es relevante, ante un aumento del 1% en el consumo de electricidad se produce un proceso

de ajuste gradual de 0.72% si ocurre en un ambiente de temperaturas máximas y de 0.85% si corresponde al escenario de climas fríos. En el largo plazo, los climas calientes tienen un proceso de ajuste más rápido que los fríos. Por otro lado, los puntos de giro estimados se hallan en 30.6°C y 11.6°C, es decir, si el clima supera los 30°C habrá mayor consumo y si baja de 11.6°C también se tienden a encender los aparatos eléctricos más allá de lo habitual. Se podría inferir que hay una zona de confort entre los 12°C y los 30°C en la que el consumo de electricidad es más bajo porque también las temperaturas son más agradables.

Las pruebas de diagnóstico son favorables, no hay correlación serial en el modelo seleccionado, tampoco se observan problemas de heteroscedasticidad y los residuos de regresión tienen una conducta normal. Los resultados desde la prueba RESET concluyen que los modelos estimados no adolecen de problemas de especificación o posible variable omitida.

¿Cómo será la relación a nivel de entidad federativa? Por razones de espacio los cuadros de resultados se concentran solo en las estadísticas principales de la forma no lineal entre temperaturas y consumo de electricidad. En el ámbito regional, el análisis de regresión tiene que lidiar con la heterogeneidad de las unidades geográficas, en este caso aflora la diversidad climática que puede dar lugar a conductas regionales diferentes. De este modo, las estimaciones de los modelos determinan cuatro desempeños regionales diferentes. El primero corresponde a entidades que confirmaron la hipótesis no-lineal con regresiones dinámicas que incluyen términos rezagados y autorregresivos en la forma usada por la técnica ARDL (dos terceras partes de las entidades del país), al igual que la serie nacional.

Por el tipo de relación estimada, las entidades restantes se distribuyeron en tres grupos: lineal dinámica (se requirieron términos autorregresivos en la estimación, pero no el término cuadrático), lineal estática (los términos autorregresivos no fueron necesarios ni el término cuadrático) y no-lineal estática. En este último caso, el término cuadrático resultó significativo, pero sin requerir términos rezagados ni autorregresivos, es decir, la regresión estándar fue suficiente para entender la magnitud entre temperaturas y consumo de electricidad. Los cuadros del 5 al 8 muestran los resultados de regresión para cada grupo regional y los impactos desde cada temperatura.

En 19 de los 32 estados del país, la relación de la temperatura máxima con la carga de electricidad fue dinámica y no lineal. El Cuadro 5 reporta la especificación ARDL de mejor ajuste en cada entidad y los principales resultados de regresión. De acuerdo con los signos de los coeficientes estimados para  $\beta_1$  y  $\beta_2$  (términos lineal y cuadrático, respectivamente), en 10 entidades hay alternancia de negativo a positivo. Esto confirma nuestra hipótesis inicial de que los cambios de temperatura máxima primero reducen el consumo de electricidad y luego lo incrementan, es decir, tiene que llegar un

determinado nivel de temperatura para elevar la demanda de electricidad más allá del consumo habitual.

Además, los signos de los coeficientes que miden los efectos de corto y largo plazo ( $\lambda$  y  $\theta$ ) fueron ambos negativos, por lo que ocurre un proceso de ajuste gradual hacia una carga de electricidad de equilibrio, lo cual es bueno. El aumento de las temperaturas máximas provoca incrementos en el consumo de electricidad, pero este impacto se estabiliza en el largo plazo. En los restantes ocho estados el orden de los efectos fue a la inversa, positivo primero y luego negativo. Sin embargo, los signos de los efectos de corto y largo plazo (negativo y positivo) sugieren que la tendencia de ajuste gradual al equilibrio generó un efecto neto donde los cambios de las temperaturas máximas elevaron la carga de electricidad en el largo plazo (signo positivo del coeficiente  $\theta$ ). En ambas clases de resultados se confirma la hipótesis general, las temperaturas máximas son un factor que presiona el consumo de electricidad, solo que el proceso de ajuste gradual hacia el equilibrio fue diferente.

Recordemos que una reducción de las temperaturas mínimas significa mayor frío y, por tanto, mayor necesidad de calentar los espacios físicos. Por tanto, la hipótesis de una relación en forma de U-directa entre temperatura mínima y consumo de electricidad es más elocuente cuando los signos de los coeficientes  $\beta$  siguen el orden negativo y positivo, ya que el modelo estimado busca el nivel de temperatura donde cambia la relación. Así, los ejercicios con las temperaturas mínimas dejan resultados en la dirección correcta (Cuadro 6). En este caso, 18 de los 32 estados concluyeron que hay una relación dinámica no lineal, 15 de los cuales alternaron los signos de negativo (lineal) a positivo (cuadrático).

Si la temperatura mínima desciende (cambio negativo), el consumo de electricidad se incrementa y, al contrario, si la temperatura mínima sube (cambio positivo), el consumo de electricidad disminuye. El análisis de los efectos de corto y largo plazo reproduce esta conducta en los 15 casos donde ambos signos fueron negativos. Es decir, hay un proceso de ajuste hacia el equilibrio en el que el descenso de las temperaturas mínimas eleva el consumo de electricidad. Los casos de excepción fueron Oaxaca, Puebla y Zacatecas.

**Cuadro 5.**  
**Regresiones dinámicas no lineales entre temperaturas máximas y consumo de electricidad (series estatales).**

	Modelo ARDL	$\Sigma\phi_i$	$\Sigma\beta_{1,i}$	$\Sigma\beta_{2,i}$	$\lambda_i$	$\theta_i$	R <sup>2</sup>	LM	RESET	Normalidad	P.G. (°C)
	Efectos de las temperaturas máximas										
Baja California	(1, 2, 2, 0)	0.484	-0.037	0.001	-0.515***	-0.072***	0.93	[0.978]	[0.993]	[0.060]	21.83
Baja California Sur	(1, 1, 1, 0)	0.377	-0.053	0.001	-0.622***	-0.085***	0.91	[0.358]	[0.032]	[0.000]	19.30
Campeche	(2, 0, 3, 0)	0.564	-0.038	0.001	-0.435***	-0.088	0.89	[0.562]	[0.813]	[0.263]	26.34
Coahuila	(1, 3, 3, 0)	0.433	0.019	-0.000	-0.566***	0.034***	0.78	[0.091]	[0.013]	[0.000]	26.41
Colima	(1, 0, 2, 7)	0.109	-0.063	0.001	-0.890***	-0.071	0.61	[0.143]	[0.861]	[0.000]	31.21
Chiapas	(1, 0, 0, 1)	-0.122	0.121	-0.002	-1.122***	0.108**	0.34	[0.389]	[0.032]	[0.000]	29.98
Chihuahua	(4, 0, 0, 0)	-0.814	-0.016	0.000	-1.814***	-0.009*	0.92	[0.332]	[0.329]	[0.732]	34.03
Durango	(1, 0, 1, 0)	0.038	-0.037	0.001	-0.961***	-0.038**	0.67	[0.953]	[0.576]	[0.000]	25.52
Hidalgo	(6, 0, 0, 0)	-0.123	0.115	-0.002	-1.122***	0.102***	0.32	[0.360]	[0.267]	[0.000]	25.91
México	(1, 0, 0, 0)	-0.034	0.081	-0.002	-1.034***	0.078***	0.20	[0.746]	[0.609]	[0.000]	22.22
Morelos	(1, 0, 1, 1)	0.183	0.040	-0.001	-0.816***	0.049***	0.44	[0.219]	[0.242]	[0.000]	32.39
Nayarit	(3, 0, 0, 1)	0.322	0.098	-0.001	-0.677***	0.145***	0.86	[0.149]	[0.151]	[0.006]	32.78
Quintana Roo	(1, 0, 0, 1)	0.402	-0.146	0.002	-0.597***	-0.245**	0.85	[0.014]	[0.832]	[0.223]	29.10
Sonora	(6, 6, 3, 7)	0.218	-0.043	0.001	-0.781***	0.054***	0.97	[0.070]	[0.111]	[0.001]	33.63
Tabasco	(7, 1, 0, 0)	-0.037	0.024	-0.000	-1.037***	0.023**	0.82	[0.161]	[0.080]	[0.004]	24.77
Tamaulipas	(4, 1, 1, 0)	0.418	-0.086	0.001	-0.581***	-0.148***	0.96	[0.343]	[0.058]	[0.891]	30.86
Tlaxcala	(1, 0, 0, 0)	-0.130	0.084	-0.002	-1.130***	0.074***	0.11	[0.011]	[0.049]	[0.000]	23.57
Veracruz	(5, 1, 1, 0)	0.101	0.033	-0.000	-0.899***	0.037***	0.82	[0.638]	[0.954]	[0.000]	24.47
Yucatán	(3, 0, 0, 1)	0.331	-0.009	0.000	-0.669***	-0.013**	0.85	[0.656]	[0.512]	[0.039]	26.22

Notas: se reportan los estados que seleccionaron regresiones dinámicas no lineales como mejor modelo. p-values entre corchetes. P.G. = punto de giro estimado. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

**Cuadro 6.**  
**Regresiones dinámicas no lineales entre temperaturas mínimas y consumo de electricidad (series estatales).**

	Modelo ARDL	$\Sigma\phi_i$	$\Sigma\beta_{1,i}$	$\Sigma\beta_{2,i}$	$\lambda_i$	$\theta_i$	R <sup>2</sup>	LM	RESET	Normalidad	P.G. (°C)
	Efectos de las temperaturas mínimas										
Baja California	(1, 2, 3, 0)	0.473	-0.007	0.001	-0.526***	-0.014	0.94	[0.324]	[0.766]	[0.000]	6.82
Coahuila	(1, 1, 1, 0)	0.341	-0.023	0.001	-0.658***	-0.035***	0.81	[0.258]	[0.622]	[0.000]	12.03
Colima	(1, 0, 0, 1)	0.121	-0.033	0.001	-0.878***	-0.038**	0.53	[0.503]	[0.143]	[0.001]	17.51
Ciudad de México	(1, 0, 0, 0)	-0.052	-0.035	0.002	-1.052***	-0.033**	0.11	[0.064]	[0.063]	[0.000]	8.59
Durango	(1, 1, 0, 1)	0.017	-0.012	0.001	-0.983***	-0.012*	0.67	[0.349]	[0.604]	[0.000]	11.45
Guerrero	(1, 0, 0, 0)	0.229	-0.039	0.001	-0.770***	-0.051***	0.30	[0.529]	[0.210]	[0.000]	13.41
Hidalgo	(2, 1, 1, 0)	0.120	-0.028	0.001	-0.699***	-0.041*	0.28	[0.048]	[0.124]	[0.000]	10.75
Michoacán	(1, 0, 0, 2)	0.362	-0.019	0.001	-0.637***	-0.031*	0.29	[0.806]	[0.591]	[0.000]	11.17
Morelos	(3, 0, 0, 0)	0.004	-0.052	0.002	-0.995***	-0.052***	0.51	[0.732]	[0.403]	[0.000]	11.83
Nayarit	(5, 0, 3, 0)	0.123	-0.009	0.000	-0.876***	-0.010	0.89	[0.142]	[0.752]	[0.040]	19.01
Oaxaca	(1, 0, 0, 1)	0.009	0.084	-0.002	-0.990***	0.084***	0.12	[0.368]	[0.037]	[0.000]	18.05
Puebla	(1, 0, 0, 0)	-0.129	0.022	-0.001	-1.129***	0.019**	0.24	[0.051]	[0.199]	[0.000]	10.93
Quintana Roo	(3, 1, 0, 0)	0.410	-0.039	0.001	-0.589***	-0.066**	0.86	[0.069]	[0.051]	[0.000]	26.50
Sinaloa	(4, 1, 1, 3)	0.545	-0.027	0.001	-0.454***	-0.059***	0.97	[0.057]	[0.554]	[0.000]	10.92
Sonora	(4, 1, 1, 1)	0.276	-0.048	0.002	-0.723***	-0.067***	0.97	[0.627]	[0.131]	[0.000]	15.14
Tamaulipas	(4, 1, 1, 0)	0.347	-0.047	0.002	-0.652***	-0.072***	0.96	[0.775]	[0.217]	[0.833]	15.19
Yucatán	(2, 0, 0, 1)	0.335	-0.049	0.001	-0.664***	-0.073**	0.84	[0.012]	[0.323]	[0.154]	20.95
Zacatecas	(1, 3, 8, 1)	0.473	0.036	-0.003	-0.527***	0.067**	0.75	[0.936]	[0.156]	[0.010]	6.04

Notas: se reportan los estados que seleccionaron regresiones dinámicas no lineales como mejor modelo. p-values entre corchetes. P.G. = punto de giro estimado. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Para los estados con regresiones dinámicas lineales no hubo evidencia estadísticamente significativa del término cuadrático, aunque sí fueron importantes los términos autorregresivos, por lo que es posible estimar los efectos de corto y largo plazo (Cuadro 7). En todos los casos del Cuadro 7 los signos estimados de  $\lambda$  fueron negativos y significativos, confirmando el ajuste gradual hacia el equilibrio. Además, para el caso de las temperaturas máximas se combina con un efecto de largo plazo ( $\theta$ ) positivo, es decir, sus aumentos tienden a incrementar las cargas de electricidad (a excepción de Guerrero). En las temperaturas mínimas también se observa que ambos signos resultaron negativos; a mayor frío, mayor carga de electricidad, aunque hay cuatro excepciones.

**Cuadro 7.****Regresiones dinámicas lineales entre temperaturas y consumo de electricidad.**

	Modelo ARDL	$\Sigma\phi_i$	$\Sigma\beta_{1,i}$	$\Sigma\beta_{2,i}$	$\lambda_i$	$\theta_i$	R <sup>2</sup>	LM	RESET
Efectos de las temperaturas máximas									
Guanajuato	(1, 1, 2)	0.149	0.027	-0.851***	0.031***	0.61	[0.156]	[0.974]	[0.320]
Guerrero	(1, 2, 0)	0.231	-0.002	-0.768***	-0.002	0.28	[0.910]	[0.225]	[0.000]
Jalisco	(4, 2, 1)	0.088	0.001	-0.911***	0.001	0.71	[0.026]	[0.410]	[0.000]
Michoacán	(1, 0, 0)	0.352	0.008	-0.647***	0.013**	0.26	[0.381]	[0.733]	[0.000]
Querétaro	(2, 1, 0)	0.154	0.011	-0.845***	0.013**	0.49	[0.331]	[0.428]	[0.000]
Sinaloa	(10, 4, 3)	-1.587	0.002	-2.586***	0.001	0.98	[0.061]	[0.047]	[0.012]
Zacatecas	(1, 1, 1)	0.435	0.023	-0.564***	0.041***	0.69	[0.232]	[0.457]	[0.501]
Efectos de las temperaturas mínimas									
Baja California Sur	(1, 0, 1)	0.374	-0.021	-0.625***	-0.033***	0.90	[0.294]	[0.005]	[0.000]
Campeche	(2, 1, 3)	0.746	-0.024	-0.253***	-0.093***	0.87	[0.380]	[0.525]	[0.003]
Chiapas	(3, 0, 1)	0.384	-0.009	-0.615***	-0.014**	0.30	[0.699]	[0.003]	[0.000]
Chihuahua	(1, 2, 2)	0.365	-0.023	-0.634***	-0.037***	0.88	[0.017]	[0.023]	[0.894]
Guanajuato	(3, 4, 4)	0.169	-0.013	-0.830***	-0.015*	0.64	[0.297]	[0.637]	[0.312]
Querétaro	(2, 1, 1)	0.495	-0.023	-0.504***	-0.047***	0.45	[0.101]	[0.000]	[0.000]
San Luis Potosí	(1, 0, 0)	-0.091	0.001	-1.091***	0.001	0.23	[0.101]	[0.168]	[0.000]
Tabasco	(5, 0, 1)	0.286	0.011	-0.713***	0.016*	0.80	[0.784]	[0.133]	[0.000]
Tlaxcala	(1, 0, 0)	-0.144	0.002	-1.144***	0.002	0.13	[0.044]	[0.918]	[0.000]
Veracruz	(3, 0, 1)	0.251	0.016	-0.748***	0.022***	0.78	[0.036]	[0.134]	[0.000]

Notas: estados que seleccionaron regresiones lineales como modelo de mejor ajuste, pero requirieron términos autorregresivos. p-valores entre corchetes. P.G. = punto de giro estimado. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

A partir del análisis regional de los casos lineales y no lineales es posible concluir que los cambios en las temperaturas extremas elevan el consumo de electricidad en México y sus regiones. Este hallazgo se refuerza con los resultados estatales donde el término cuadrático fue no significativo (Cuadro 8), para esos estados el efecto estimado de las temperaturas máximas fue positivo y significativo, mientras que las temperaturas mínimas mostraron un signo negativo (relación inversa): a mayor frío (reducción de la

temperatura), mayor consumo de electricidad, y a menor frío (aumento de la temperatura), menor consumo de electricidad.

Los puntos de giro estimados varían en función de las características climáticas de cada región. En los estados de mayor calor promedio, la temperatura umbral desde la cual se acelera el consumo de electricidad se sitúa en valores más elevados, mientras que en los estados con clima templado y frío ocurre a temperaturas más bajas.

Mientras tanto, en los estados de frío intenso, el valor umbral se posiciona en valores más bajos de temperatura que en los estados de menor frío. Además, hay 11 estados que exhibieron relaciones dinámicas no lineales con ambas temperaturas y otros dos que lo hicieron desde la relación no lineal estática (Cuadro 8), lo que deja un total de 13 entidades en las que se verifica la hipótesis central con ambas temperaturas.

El análisis de los valores umbral revela que en las temperaturas máximas los rangos de variación van de los 21.83°C (Baja California) a los 33.63°C (Sonora), mientras que en las temperaturas mínimas oscilan entre los 6.82°C (Baja California) y los 26.50°C (Quintana Roo). Estos valores coinciden con las observaciones hechas desde el análisis exploratorio, las temperaturas mínimas tienen mayor rango de variación que las temperaturas máximas y esta varianza representa más riesgo. Un resultado que también se ha destacado en otros estudios recientes, con otras metodologías (Germán-Soto y Bordallo, 2025a y 2025b).

**Cuadro 8.**  
**Regresiones estáticas entre temperaturas y consumo de electricidad (lineales y no lineales).**

	Constante	$\beta_1$	$\beta_2$	R <sup>2</sup>	D-W	RESET	Normalidad	P.G.(°C)
Temperaturas máximas								
Aguascalientes	1.428*** (0.286)	-0.052** (0.021)	0.001** (0.000)	0.42	2.01	[0.050]	[0.460]	25.67
Ciudad de México	0.876*** (0.051)	0.005** (0.002)	n.e. n.e.	0.03	2.00	[0.499]	[0.000]	n.e.
Nuevo León	0.810*** (0.192)	-0.015 (0.014)	0.000 (0.000)	0.57	0.60	[0.002]	[0.174]	25.37
Oaxaca	0.803*** (0.070)	0.006*** (0.002)	n.e. n.e.	0.04	1.98	[0.946]	[0.000]	n.e.
Puebla	0.788*** (0.031)	0.008*** (0.001)	n.e. n.e.	0.17	2.03	[0.238]	[0.000]	n.e.
San Luis Potosí	0.661*** (0.041)	0.011*** (0.001)	n.e. n.e.	0.21	2.01	[0.803]	[0.000]	n.e.
Temperaturas mínimas								
Aguascalientes	0.711*** (0.039)	-0.019*** (0.006)	0.001** (0.000)	0.42	2.07	[0.018]	[0.086]	12.45
Jalisco	0.744*** (0.035)	-0.011* (0.006)	0.000* (0.000)	0.61	1.93	[0.083]	[0.000]	14.02
México	0.921*** (0.033)	-0.005 (0.006)	0.001 (0.000)	0.16	1.94	[0.024]	[0.000]	4.36
Nuevo León	0.675*** (0.068)	-0.019** (0.009)	0.001*** (0.000)	0.58	0.62	[0.704]	[0.024]	15.02

Notas: estados que seleccionaron regresiones estándar como modelo de mejor ajuste porque no requirieron términos autorregresivos. Errores estándar entre paréntesis y p-values entre corchetes. P.G. = punto de giro estimado, n.e. = no estimado. Los superíndices \*\*\*, \*\* y \* indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

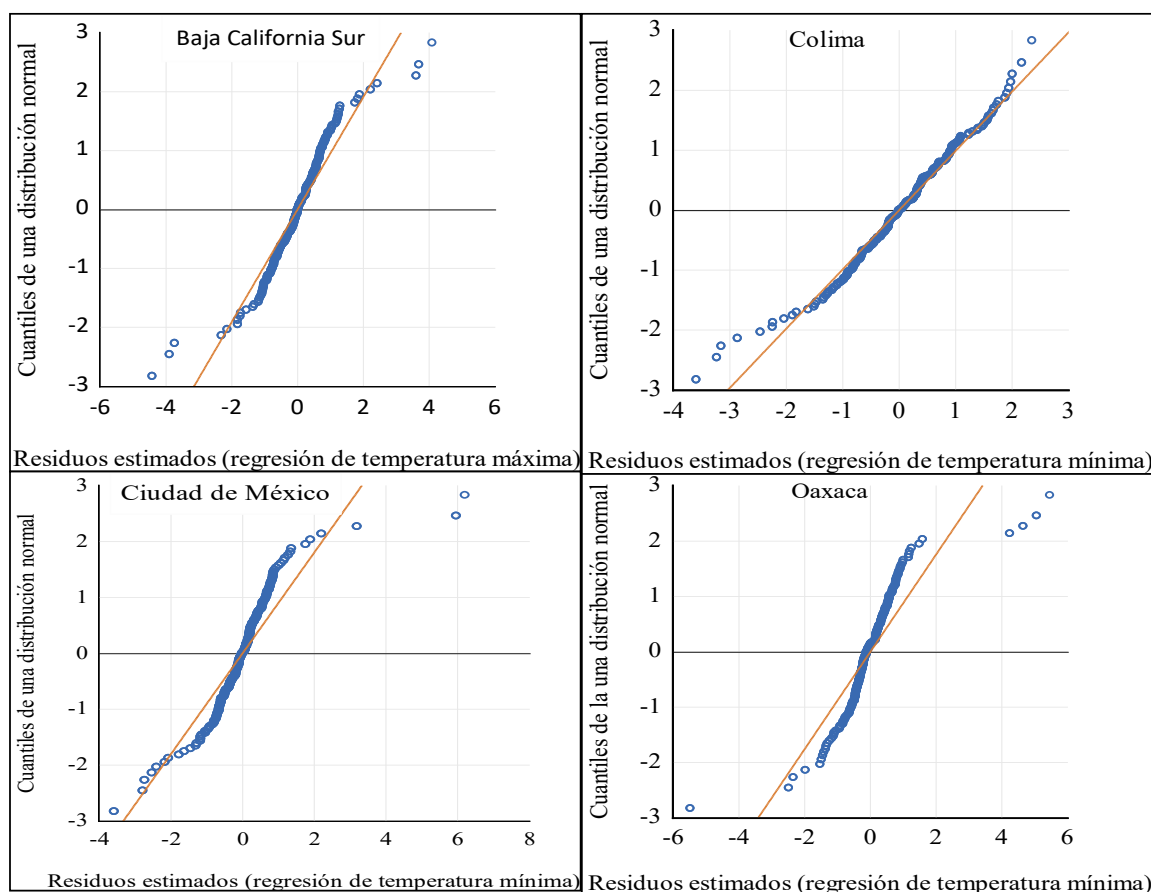
Fuente: elaboración propia.

En cuanto a las pruebas de diagnóstico de las regresiones, solamente la distribución normal fue una prueba poco superada, pero esto sucede por observaciones atípicas, como se revela en la Figura 9. Además, hay un buen ajuste en la mayoría de las estimaciones, excepto Tlaxcala, Ciudad de México y Oaxaca en los resultados dinámicos no lineales de ambas temperaturas (el valor  $R^2$  está entre 11% y 12%) y en Ciudad de México y Oaxaca del cuadro de regresiones estáticas de las temperaturas máximas (Cuadro 8), cuyo valor  $R^2$  se estimó en 3% y 4%, respectivamente.

La mayoría de las regresiones tiene buen control de correlación serial y estabilidad paramétrica (prueba RESET) y a pesar de que la no normalidad estuvo presente en algunas estimaciones, esos modelos fueron los de mejor ajuste. En realidad, la no normalidad no es preocupante en estos ejercicios puesto que la muestra es suficientemente grande y son unas cuantas observaciones atípicas las que están condicionando el estadístico Jarque-Bera.

**Figura 9.**

**Gráfica de cuantiles de los residuos estandarizados (cuatro casos ilustrativos).**



Fuente: elaboración propia.

Una comparación entre los residuos estandarizados agrupados en cuantiles y la distribución teórica de cuantiles (Figura 9) señala, efectivamente, que la mayoría de los residuos se sitúa a lo largo de la línea diagonal, es decir, solo unos cuantos shocks positivos y negativos manejan las desviaciones con respecto a la distribución normal. La Figura 9 ilustra el caso de cuatro entidades con no cumplimiento de la normalidad, a manera de ejemplo. La presencia de datos atípicos es común en las series de temperaturas, ya que se hallan más caracterizadas por episodios esporádicos de valores extremos que impiden un buen ajuste, provocando que estadísticos formales como la prueba Jarque-Bera no encuentren normalidad en los residuos.

## **6. Conclusiones.**

Esta investigación deja varios aprendizajes sobre los efectos del cambio climático en el consumo de electricidad. El aumento de la temperatura eleva el consumo de electricidad, por lo que debe influir en el bienestar. Hay dos clases de impactos presionando en el mayor consumo de electricidad. Los efectos nivel suceden por aumentos de las temperaturas y los efectos dispersión por varianzas más grandes. Ambos constituyen dificultades potenciales para la planeación del suministro eléctrico.

De este modo, se verifica la hipótesis de que las temperaturas están aumentando y que este cambio provoca efectos no lineales en el consumo de electricidad. En el contexto nacional, cuando las temperaturas están por encima de los 30°C y por debajo de los 12°C el consumo de electricidad se acelera. Este proceso de ajuste hacia el equilibrio es más rápido durante los climas calientes que durante los fríos, lo que se relaciona al mayor riesgo implicado por estos últimos, ya que al ser más lento hay mayor incertidumbre en la demanda de electricidad.

La hipótesis sobre la relación no lineal dinámica se verifica en dos terceras partes de las entidades federativas y se concluye que primero reduce y luego aumenta el consumo de electricidad. El efecto neto es que, en el largo plazo, el aumento de las temperaturas eleva el consumo de electricidad. Los puntos de giro varían por región, ya que responden a las características climáticas regionales. El consumo de electricidad se acelera a valores de temperatura umbral más elevados en estados donde hace más calor, mientras que en los estados más fríos sucede a valores más bajos. Se encontró, además, que la varianza es mayor en las temperaturas mínimas, por lo que se concluye que el riesgo de suministro eléctrico es comparativamente superior en la época de invierno.

Los hallazgos tienen implicaciones de política energética y regional que ponen al país en una disyuntiva. México debe acelerar el proceso de transición hacia la generación de energías limpias, ya que los resultados indican un aumento de la demanda de electricidad que, de no proceder de fuentes limpias, impulsará el uso de combustibles fósiles, lo que elevará las emisiones de CO<sub>2</sub>. Sin embargo, cumplir con este proceso de

transición afectaría el crecimiento económico, ya que implica tomar medidas estructurales, como invertir en infraestructura y tecnología de fuentes limpias de generación de electricidad, obligando a reducir las inversiones en actividades productivas que generan empleos y detienen la distribución del gasto social que se realiza con fines de reducción de la pobreza. Además, elevar la penetración de energías renovables sin las capacidades técnicas necesarias podría generar desequilibrios entre oferta y demanda de electricidad que son más difíciles de corregir a medida que las energías limpias logran mayor peso en la generación de la energía total. Este conflicto ya se presentó en España, en el presente año 2025, con apagones masivos.

Por otro lado, la heterogeneidad climática en los estados mexicanos lleva a que los efectos del cambio climático sean diferentes. Se afectará más rápido a los estados de clima extremo, tanto de calor como de frío, la mayoría estados del norte del país o de la costa. Esta heterogeneidad debe tomarse en cuenta seriamente en el diseño de políticas regionales.

Finalmente, la evidencia de este estudio se puede ampliar si futuras investigaciones analizan la conducta electricidad-temperaturas en los sectores de consumo doméstico, industrial y comercial.

### **Agradecimientos**

Este trabajo es parte del Proyecto CF-2023-I-810 “*Demanda de electricidad, Temperatura y Desarrollo económico en México: un análisis regional*”, desarrollado por V. German-Soto. El autor agradece el apoyo financiero de la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (Secihti).

### **Referencias.**

- Ali, Muhammad; Iqbal, Muhammad Jawed y Sharif, Muhammad (2013). Relationship between extreme temperature and electricity demand in Pakistan. *International Journal of Energy and Environmental Engineering*, 4(36).
- Apergis, Nicholas (2024). Temperature shocks and stock returns: evidence from major markets. *Applied Economics Letters*, 31(17), 1757-1765.
- Bessec, M. y Fouquau, J. (2008). The non-linear link between electricity consumption and temperature in Europe: A threshold panel approach. *Energy Economics*, 30(5), 2705-2721. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2008.02.003>
- Bianco, V., Manca, O. y Nardini, S. (2009). Electricity consumption forecasting in Italy using linear regression models. *Energy*, 34(9), 1413-1421. <http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2009.06.034>

- Botzen, W. J. W, Nees, T. y Estrada, F. (2021). Temperature effects on electricity and gas consumption: Empirical evidence from Mexico and projections under future climate conditions. *Sustainability*, 13(1), 305. <https://doi.org/10.3390/su13010305>
- Brzezinska, Ida y Jasper, Paul (2024). The negative effect of temperature variability on household wealth in low -and middle-income countries. *Economics of Disasters and Climate Change*, 8, 417-452.
- Burke, Marshall; Hsiang, Solomon M. y Miguel, Edward (2015). Global non-linear effect of temperature on economic production. *Nature*, 527, 235-239.
- Burney, Nadeem A. (1995). Socioeconomic development and electricity consumption. A cross-country analysis using the random coefficient method. *Energy Economics*, 17(3), 185-195.
- Do, L. P. C., Lin, K-H y Mólnar, P. (2016). Electricity consumption modelling: A case of Germany. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2729269>
- Fatai, K., Oxley, L. y Scrimgeour, F.G. (2003). Modeling and forecasting the demand for electricity in New Zealand: A comparison of alternative approaches. *Energy Journal*, 24(1), 75–102. <http://dx.doi.org/10.5547/issn0195-6574-ej-vol24-no1-4>
- Fung, W.Y., Lam, K.S., Hung, W.T., Pang, S.W. y Lee, Y.L. (2006). Impact of urban temperature on energy consumption of Hong Kong. *Energy*, 31(14), 2623–2637. <http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2005.12.009>
- Gadea-Rivas, Maria Dolores; Gonzalo, Jesús y Ramos, Andrey (2024). Trends in temperature data: Micro-foundations of their nature. *Economics Letters*, 244, 111992.
- Germán-Soto, V. y Bordallo Favela, R. A. (2025a). How rising temperatures affect electricity consumption and economic development in Mexico. *Environment, Development and Sustainability*, 27(7), 15471-15487. <https://doi.org/10.1007/s10668-024-04527-3>.
- Germán-Soto, V. y Bordallo Favela, R. A. (2025b). Es real, no es mito, el aumento de las temperaturas eleva el consumo de electricidad en México y sus regiones. *Estudios Económicos*, forthcoming.
- Harish, Santosh; Singh, Nishmeet y Tongia, Rahul (2020). Impact of temperature on electricity demand: Evidence from Delhi and Indian states. *Energy Policy*, 140, 111445.

- Hekkenberg, M., Benders, R.M.J., Moll, H.C. y Schoot Uiterkamp, A.J.M. (2009). Indications for a changing electricity demand pattern: The temperature dependence of electricity demand in the Netherlands. *Energy Policy*, 37(4), 1542-1551. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2008.12.030>
- IPCC (2019). *Summary for Policymakers*. En: IPCC Special Report on the Ocean and Cryosphere in a Changing Climate. [H.-O. Pörtner, D.C. Roberts, V. Masson-Delmotte, P. Zhai, M. Tignor, E. Poloczanska, K. Mintenbeck, A. Alegría, M. Nicolai, A. Okem, J. Petzold, B. Rama, N.M. Weyer (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA, pp. 3-35. <https://doi.org/10.1017/9781009157964.001>.
- Knight, K.W. y Schor, J.B. (2014). Economic growth and climate change: A cross-national analysis of territorial and consumption-based carbon emissions in high-income countries. *Sustainability*, 6(6), 3722-3731. <http://dx.doi.org/10.3390/su6063722>
- Kotz, Maximilian; Wenz, Leonie; Stechemesser, Annika; Kalkuhl, Matthias y Levermann, Anders (2021). Day-to-day temperature variability reduces economic growth. *Nature Climate Change*, 11, 319-325. <https://doi.org/10.1038/s41558-020-00985-5>
- Lee, C-C. y Chiu Y-B. (2011). Electricity demand elasticities and temperature: Evidence from panel smooth transition regression with instrumental variable approach. *Energy Economics*, 33(5), 896-902. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2011.05.009>
- Liao, S-Y., Chen, C-C y Hsu, C-S. (2018). The non-linear relationship between electricity consumption and temperature in Taiwan: An application for STR (Smooth Transition Regression) model. *Modern Economy*, 9(4), 587-605. <http://dx.doi.org/10.4236/me.2018.94038>
- Liu, G. (2004). Estimating energy demand elasticities for OECD countries: A dynamic panel data approach. Discussion Papers No. 373, Research Department of Statistics Norway.
- Massacci, A.; Ul-Durar, S. Arshed, N. y Sharif, A. (2025). Climate change, environmental policies in the housing sector of Italy, and the impact on social welfare. *Energy Economics*, forthcoming. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.108058>
- Mohaddes, Kamiar y Raissi, Mehdi (2014). Does inflation slow long-term growth in India? International Monetary Fund Working Paper, WP/14/222. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2014/wp14222.pdf>

- Mukherjee, S. y Nateghi R. (2017). Climate sensitivity of end-use electricity consumption in the built environment: An application to the state of Florida, United States. *Energy*, 128, 688-700. <http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2017.04.034>
- Narayan, P. K., Smyth, R. y Prasad, A. (2007). Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities. *Energy Policy*, 35(9), 4485-4494. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2007.03.018>
- Ozturk, I. (2010). A literature survey on energy-growth nexus. *Energy Policy*, 38(1), 340-349. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.024>
- Pablo-Romero, M. P., Pozo-Barajas, R. y Molleda-Jimena, G. (2021). Residential energy environmental Kuznets curve extended with non-linear temperature effects: A quantile regression for Andalusian (Spain) municipalities. *Environment Science and Pollution Research*, 28, 48984-48999. <http://dx.doi.org/10.1007/s11356-021-13608-z>
- Pardo, A., Meneu, V. y Valor, E. (2002). Temperature and seasonality influences on Spanish electricity load. *Energy Economics*, 24(1), 55-70. [http://dx.doi.org/10.1016/s0140-9883\(01\)00082-2](http://dx.doi.org/10.1016/s0140-9883(01)00082-2)
- Payne, J. E. (2010). A survey of the electricity consumption-growth literature. *Applied Energy*, 87(3), 723-731. <http://dx.doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.06.034>
- Phiri, Andrew; Mhaka, Simba y Taonezvi, Lovemore (2024). Too poor to be clean? A quantile ARDL assessment of the environmental Kuznets curve in SADC countries. *Environment, Development and Sustainability*, 26, 27301-273023. <https://doi.org/10.1007/s10668-023-03760-6>
- Ruth, M. y Lin, A-C. (2006). Regional energy demand and adaptations to climate change: methodology and application to the state of Maryland, USA. *Energy Policy*, 34(17), 2820-2833. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2005.04.016>
- Shen, Shuaihua; Du, Yanxuan; Xu, Zhengjie; Qin, Xiaoqiang y Chen, Jian (2023). Temperature prediction based on STOA-SVR rolling adaptive optimization model. *Sustainability*, 15, 11068.
- Sisto, Nicholas P; Vivas Pacheco, Harvy y Lara-Díaz, Eimmy (2024). Consumos de energía eléctrica bajo un contexto de temperaturas extremas e isla de calor en el norte de México. *Investigaciones Geográficas*, 114, e60851.
- Su, Yong y Ullah, Kaleem (2024). Exploring the correlation between rising temperature and household electricity consumption: An empirical analysis in China. *Heliyon*, 10, e30130.

- Valor, Enric; Meneu, Vicente y Caselles, Vicente (2001). Daily air temperature and electricity load in Spain. *Journal of Applied Meteorology*, 40, 1413-1421.
- Zahra, S. C.; Sabir, S. y Imtiaz, A. (2022). Temperature and economic growth nexus in SAARC and ASEAN countries. *Empirical Economic Review*, 5(1), 2522-2465.
- Zhang, Chen; Liao, Hua y Mi, Zhifu (2019). Climate impacts: Temperature and electricity consumption. *Natural Hazards*, 99, 1259-1275.
- Zhao, X., Gerety, M. y Kuminoff, N. V. (2018). Revisiting the temperature-economic growth relationship using global subnational data. *Journal of Environmental Management*, 223, 537-544. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvman.2018.06.022>